

## Document de Travail Working Paper 2010-11

Analyse comparée de la productivité des firmes  
européennes à partir de données comptables:  
L'effet pays en cause

Denis Carré  
Nadine Levratto  
Messaoud Zouikri



FRE 3257

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense  
(bâtiments K et G)  
200, Avenue de la République  
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07  
Email : [secretariat-economix@u-paris10.fr](mailto:secretariat-economix@u-paris10.fr)

université  
**Paris | Ouest**  
Nanterre La Défense

# Analyse comparée de la productivité des firmes européennes à partir de données comptables : L'effet pays en cause

Denis Carré\*<sup>1</sup>

*EconomiX*

*Université Paris Ouest Nanterre La Défense*

*mail : denis.carre@u-paris10.fr*

Nadine Levratto\*

*EconomiX*

*Université Paris Ouest Nanterre La Défense et Euromed Management*

*mail : nadine.levratto@u-paris10.fr*

Messaoud Zouikri\*

*EconomiX*

*Université Paris Ouest Nanterre La Défense*

*mail : messaoud.zouikri@u-paris10.fr*

JUIN 2010

---

1. \* Les auteurs remercient Valérie Oheix et les participants au Forum sur l'innovation IV, RRI Grenoble pour leurs commentaires et suggestions relatifs à une première version de ce texte.

## Résumé

Cet article cherche à mesurer les différences de productivité entre les entreprises de six pays européens au cours de la période 1996-2007 et de fournir des éléments d'interprétation des écarts ainsi observés. L'approche proposée se caractérise par deux originalités. D'une part, la mesure de la valeur ajoutée et des niveaux de productivité est réalisée à partir de données comptables harmonisées issues de la base européenne BACH. De l'autre, l'inscription des firmes dans une logique de système est capturée grâce à l'estimation d'un modèle de panel à effets fixes permettant d'apprécier l'hétérogénéité inobservée. Cette analyse est conduite au niveau global, pour trois secteurs (industrie, construction et services) et pour trois catégories de tailles d'entreprises (petites, moyennes et grandes). Les résultats obtenus mettent en évidence des configurations productives spécifiques saisies à travers les performances relatives des firmes selon leur dimension ou encore la productivité relative des différents secteurs économiques. Ils mettent également en évidence un « effet pays » qui cristallise un ensemble d'éléments organisationnels et institutionnels qui dépassent les seuls facteurs de production.

*JEL Classification : C23, O47, P17.*

**Mots-clés :** productivité, base BACH, effets pays

This paper aims at measuring the productivity gap between firms located in six European countries over the period 1996-2007 and to provide some explanations of the observed differences. Our approach is original for two reasons. Firstly the value added and the productivity are valued from the BACH database that proposes harmonized balance sheets. Secondly, we take into account the influence of environment and institutional factors on the firms' performance thanks to the use of a fixed effects panel data model that allows to assess the unobserved heterogeneity in a sample. This analysis is made at the national level for the whole economy, for three industries (manufacturing industry, construction and services) and for three groups of size (small, medium and large). The results allow to highlight the existence of different productive configurations attested by the different levels of firms' productivity according to size or industry. They also point out a « country effect » that embeds a set of organizational and institutional elements besides production factors.

*JEL Classification : C23, O47, P17.*

**Keywords :** productivity, BACH database, country effects

# 1 Introduction

Même si les débats sur les déterminants<sup>2</sup> de la productivité, qui ont mobilisé un grand nombre de chercheurs et donné lieu à un volume très élevé de publications, sont en grande partie taris, la productivité demeure aujourd’hui encore un élément important pour les pouvoirs publics et les organismes transnationaux. Elle structure les discussions sur la stratégie de Lisbonne, son renouvellement, fait l’objet d’un suivi par McKinsey et, il y a peu de temps encore, a inspiré un rapport du CAE (Croissance et productivité) et un numéro spécial d’Économie et Statistique (2008) dont l’essentiel des articles attire l’attention sur les facteurs et freins à sa croissance (Aghion et *al.* (2008), en particulier).

L’établissement de comparaisons rendu nécessaire par les pratiques d’étalement des pays ou par les règles de fonctionnement européennes confère à la productivité un statut privilégié pour la recherche et l’action publique. Si certains travaux (Adjemian (2003)) soulignent des dynamiques de convergences des productivités au sein des économies européennes<sup>3</sup>, d’autres mettent toutefois en évidence des écarts suffisants pour faire problème dans le cadre d’un marché unifié (Nayman et Ünal-Kesenci (2001), Backer et Rosnick (2007)). Ces différences de productivité sont d’ailleurs souvent considérées comme l’une des causes des tensions économiques et financières au sein de la Zone Euro (Aglietta (2004), Clement et *al.* (2009)).

Ce texte s’inscrit dans le prolongement des recherches sur les écarts de productivité entre pays. Il propose de mesurer les différences de productivité des entreprises des économies européennes au cours de la période 1996 - 2007 et de fournir des éléments d’interprétation des écarts ainsi observés. Plus particulièrement, au-delà des effets structurels liés à la composition sectorielle et à la taille des entreprises, il s’agit de voir en quoi les « effets pays » contribuent à fournir des éléments d’interprétation des différences de niveaux de productivité. En cela, ce papier se démarque de la majorité des travaux qui introduisent « l’effet pays » comme une

---

2. Parmi ces déterminants, on peut rappeler la Recherche et développement (Greenan et *al.* (2001)), le niveau d’éducation (Lucas (1988), Aghion et *al.* (2008)) les infrastructures publiques (Aschauer (1989)), et, plus récemment des technologies de l’information et de la communication (Oliner et Sichel (2002), Greenan et *al.* (1999)) ou encore l’intensité de la concurrence et des barrières à la circulation des produits et facteurs (Bouis et Klein (2008), Aghion et *al.* (2008)). Et au niveau des entreprises, on évoque des différences dans « l’organisation des fonctions et des tâches » (Baily et Gersbach (1995)).

3. L’institut McKinsey suit cette question à travers une série de rapports (Dynamiser la productivité en France et en Allemagne en août 2002 ; « Donner un nouvel élan à l’industrie en France en octobre 2006, etc.).

variable « instrumentale » de l'analyse de la productivité (Aghion et *al.* (2008)). Dans le domaine de l'appréciation des écarts de productivité, les comparaisons internationales soulèvent une série de difficultés qui commence généralement avec la mesure de la valeur ajoutée. Celle-ci se heurte à des problèmes relatifs à la conversion des devises ou, plus globalement, à la parité des pouvoirs d'achat. Si au niveau macroéconomique, le recours à des indices de parité des pouvoirs d'achat (PPA)<sup>4</sup>, est retenu comme une solution aux écarts de mesure (Cf. par exemple Pilat (1996)), au niveau sectoriel en revanche, la conversion de la valeur ajoutée observée en une valeur ajoutée comparative, implique de tenir compte des indices des prix sectoriels du produit et des consommations intermédiaires<sup>5</sup> (Chevalier et Ünal-Kesenci (2001), Nayman et Ünal-Kesenci (2001)). Ce principe de double déflation est souvent abandonné pour des approches partant de la démarche en termes de PPA corrigé (Schreyer et Pilat (2001)).

À ce propos, l'approche retenue se caractérise par deux originalités. La première concerne le point de vue retenu. Au lieu de passer par le recours aux agrégats comme dans la plupart des cas (OCDE, CEPII, etc.), la mesure de la valeur ajoutée et des niveaux de productivité sont effectués à partir de l'unité de base qu'est l'entreprise. On retient ici une définition comptable de la productivité du travail estimée comme le rapport de la valeur ajoutée à l'effectif. La seconde originalité a trait à l'évaluation de la productivité, réalisée à partir de données nominales, c'est-à-dire non corrigées des pouvoirs d'achat. L'appartenance des firmes à un marché unique où les transactions s'opèrent dans une même unité monétaire et suivant des règles de concurrence semblables constitue, selon nous, un motif suffisant pour adopter cette démarche. Deux justifications supplémentaires peuvent être introduites. Si l'utilisation de valeurs ajustées en fonction des parités de pouvoirs d'achat est démarche courante pour les comparaisons internationales, ce n'est pas le cas pour les analyses interrégionales. Or les disparités entre régions au sein de la majorité de ces économies ont tendance à croître sans que les comparaisons n'adoptent une démarche basée sur la conversion des valeurs<sup>6</sup>. Enfin, si l'on

---

4. Créé en 1968, l'International Comparison Program (ICP) issu d'une coopération entre la Banque Mondiale, l'OCDE et Eurostat fournit des niveaux de prix comparables à l'échelle internationale, des agrégats économiques en termes réels et des estimateurs de Parité des Pouvoirs d'Achat. Cinq régions et 107 pays sont couverts par ce programme.

5. Ce qui dans le cadre de comparaisons détaillées (au niveau d'un secteur d'activité) peut être concevable mais qui est exclu au niveau d'analyses intersectorielles.

6. On peut ainsi voir que le PIB par emploi en Allemagne Brandenburg est égal à 21 000 € contre 40 400 € pour Bremen. Pour l'Espagne, La Catalogne, 27 500 € et l'Andalousie ou la Galice, cette valeur s'établit autour de 18 000 €. Source : Eurostat 2010, Communiqué de presse 25/2010. Les écarts entre régions sont également importants dans le cas français. En 2008, le PIB par emploi était de 60362 € dans le Limousin et 98 706 € en Ile-de-France où les prix se révèlent en moyenne 13% plus élevés que dans les autres régions. Source : Insee, Comptes régionaux et

connaît les difficultés de calculs de ces indices de parités au niveau macroéconomiques, elles sont plus grandes encore et pratiquement insurmontable, pour les analyses sectorielles ou par classe de taille des firmes.

La suite du papier est organisée comme suit. La deuxième section présente le cadre de la démarche analytique retenue, la section 3 décrit les données utilisées, la section 4 présente les étapes de spécification du modèle empirique, la section 5 présente le modèle général et ses résultats, la section 6 expose les résultats de deux sous modèles, l'un sur les populations d'entreprises distinguées en fonction de leur dimension, l'autre sur les populations d'entreprises repérées en fonction de leur activité. Nous concluons par un point théorique concernant la pertinence de la notion d'effet pays.

## 2 Les facteurs de disparités des niveaux de productivité

La littérature sur les écarts de productivité entre pays est prioritairement concernée par l'évolution de cette variable supposée vérifier un phénomène de convergence entre les économies. Cette problématique est particulièrement marquée dans les travaux de l'OCDE et dans le rapport de Patrick Artus et Gilbert Cette pour le Conseil d'Analyse Economique qui se préoccupent surtout de l'écart entre les pays européens et les Etats-Unis. Le raisonnement en niveau sur les écarts de productivité entre des firmes appartenant à des sphères dimensionnelles, sectorielles et nationales différentes suppose, toutefois l'adoption d'une approche différente car dans un cadre structurel et compte tenu de la relative inertie de la productivité apparente du travail, les déterminants sont à rechercher parmi les indicateurs fondamentaux des entreprises.

Dans la présente analyse, l'intérêt est focalisé sur les différences de productivité qui peuvent exister entre les pays européens au sein de chaque secteur et de différentes classes de taille d'entreprises. A l'intérieur de chaque groupe d'entreprises, les écarts peuvent provenir de deux sources. L'une est structurelle dans le sens où elle résulte des spécificités de chaque pays lié à son histoire propre, l'organisation de son industrie, etc. En d'autres termes, on se réfère ici à la notion de systèmes nationaux de production. L'autre résulte des caractéristiques productives des entreprises constitutives de chaque groupe. Elles sont résumées par l'intensité capitalistique des processus de production (Kendrick et Grossman (1980)), par la taille des entités et par leur appartenance sectorielle (Pilat (1996), Cette et Szpiro

---

Fesseau et *al.* (2008).

(1992)). Nous considérons donc que le niveau de la productivité apparente du travail dans un ensemble d'entreprises (secteur, classe de taille, nationalité) dépend - comme la figure 1 le schématise - de la combinaison productive, des spécialisations sectorielles mais aussi de phénomènes nationaux intrinsèques.

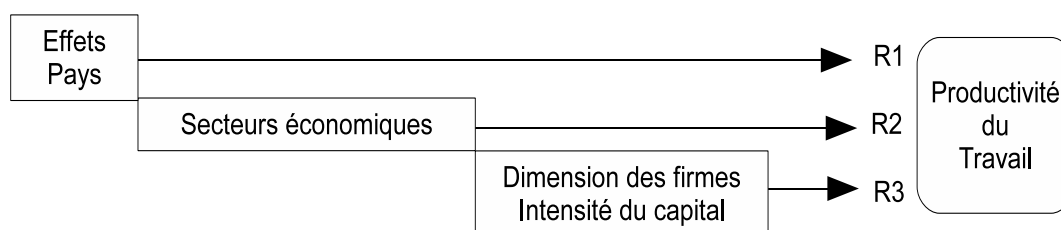


FIGURE 1 – Modèle d'analyse des différences internationales de productivité des firmes

On revient successivement sur les trois ensembles de relations (R1, R2, R3,) associant les différences de performances aux catégories analytiques. La relation R1 rend compte de l'impact supposé de l'appartenance d'une entreprise à un espace national particulier qui cristallise un ensemble de « paramètres » allant des normes de production aux pratiques du marché en passant par les institutions formelles et informelles régissant les relations de travail. Nombre d'auteurs, mais également des Organismes internationaux, ont attiré l'attention sur l'impact du contexte institutionnel, juridique ou encore social, que la Banque Mondiale appelle « le climat des affaires » du pays dans son enquête Doing Business. A chaque élément pris isolément (droit de la propriété, des affaires, du travail, organisation des faillites, etc.) s'ajoutent les complémentarités institutionnelles propres à chaque espace national. Il est en conséquence concevable de considérer cet « effet pays » comme la combinaison de plusieurs familles de facteurs affectant les modalités de fonctionnement des marchés : règles de concurrence et degré d'ouverture pour les biens (Bouis et Klein (2008)) législations sociales pour le travail (Aghion et *al.* (2008)) ou encore organisation et répartition spatiales des entreprises au sein de chaque espace national (Melo et *al.* (2009)). La prise en compte de ces facteurs constitutifs de chaque environnement national dans lequel évoluent les entreprises n'est bien sûr pas en mesure de fournir une appréciation spécifique de l'importance de ces différents items si bien que de considérables disparités entre les firmes au sein de chaque espace national restent à expliquer. D'où l'adjonction de deux relations supplémentaires dont les paramètres visent à réduire les causes inexpliquées des écarts de productivité.

La relation R2 repose sur l'hypothèse d'un déterminisme sectoriel : à l'appartenance à un secteur correspond un niveau spécifique de performance, induit par une série de contraintes et possibilités partagées par l'ensemble des firmes. En particulier, en tendance, les conditions de production et de valorisation<sup>7</sup> aboutissent à des niveaux de productivité spécifiques selon les secteurs d'activité. Cette hypothèse doit être doublement nuancée. D'une part, ces contraintes et marges de liberté tant techniques qu'économiques, qui s'imposent avec des niveaux d'intensité variés au sein d'un même espace, peuvent être atténuées ou renforcées entre des espaces nationaux différents. Ainsi, les différences de productivité entre firmes d'un même secteur mais d'économies différentes peuvent être le reflet soit de situations plus ou moins protégées, soit d'une efficacité technique plus ou moins grande selon l'intensité des pressions concurrentielles, soit encore des prix des facteurs susceptibles de conduire à des combinaisons productives, plus ou moins efficaces. C'est ce qui justifie la prise en compte de la relation entre le secteur et la productivité. D'autre part, les observations microéconomiques (par exemple, OCDE (2001)) soulignent l'existence de disparités de productivité au sein d'un même secteur. Toutes les entreprises ne se situent pas à un même niveau d'efficience, au regard de la fonction - frontière de production en dehors même de toute différence d'ordre structurel, c'est-à-dire concernant la composition de la production au sein d'un secteur ou d'une branche. La relation suivante vise à donner un contenu à ces disparités.

La relation R3 illustre l'association de profils d'entreprises à des niveaux de performance spécifiques, ces profils étant appréciés à travers l'intensité de capital et la dimension. Pour nombre de travaux, le point de départ de l'examen des différences de productivité est concerné par les facteurs de production appréciés tant du point de vue des volumes, que de leur degré ou taux d'utilisation et en fonction de leur qualité ou de leur diffusion. Il existe en effet des différences importantes, en matière d'intégration des technologies, dans le processus de production, ce qui suggère que les nouvelles technologies ne se diffusent que lentement au plan international et à l'intérieur même des systèmes productifs nationaux (Jerzmanowski (2007)). La prise en considération de la dimension des firmes complète le facteur d'intensité du capital. Elle renvoie à une série d'a priori relatifs aux capacités différentes des firmes en matière technique (efficience), technologique (innovation) ou encore économique (pouvoir de marché) selon qu'elles sont petites ou grandes. D'une autre manière, ce sont les économies d'échelle qui sont ici introduites d'autant que leur effet est réputé varier selon les pays. Ainsi, dans leur comparaison entre le Japon et les États-Unis, Van Ark et *al.* (1993) observent que la taille limitée des établissements dans un grand nombre d'industries japonaises contribue

---

7. L'impact de la concurrence varie selon la nature des activités (Bouis et Klein (2008)).



substantiellement au faible niveau moyen de la productivité. Des conclusions analogues résultent des travaux de McKinsey (Baily et Gersbach (1995)). Ces études montrent que les modes de production d'échelle sous optimale et de type artisanal occupent encore une place substantielle dans certains secteurs au Japon (par exemple dans l'agro-alimentaire) et en Allemagne (par exemple dans la production de bière et les ouvrages en métaux), ce qui contribue à leur faible niveau de productivité. Cette dernière remarque permet de faire un bouclage avec la « relation 1 », l'idée étant de considérer intimement interdépendants les différents items constitutifs du profil de chaque entreprise et de ses performances. Les difficultés techniques liées à ces boucles de rétroaction et aux interdépendances qui en résultent nous conduisent à proposer une analyse économétrique sur données européennes permettant de repérer ces facteurs cachés ou omis en tant que variables identifiées.

### **3 La productivité apparente du travail dans les firmes européennes entre 1996 et 2007 : la base de données BACH**

Les niveaux de productivité et leurs déterminants sont calculés à partir de données contenues dans la Base de données bilancielle BACH (Bank for the Accounts of Companies Harmonized - base comptable internationale harmonisée) initialement gérée par la Commission européenne et désormais administrée par la Banque de France. Cette base couvre onze pays européens auxquels s'ajoutent le Japon et les États-Unis. En harmonisant les données comptables nationales, elle permet une comparaison des modes de production en vigueur. À cette fin, le Comité européen des Centrales de bilans a créé un schéma d'analyse commun basé sur la 4<sup>ème</sup> directive (78/660/CEE). Parallèlement, chaque pays a créé une table de transition entre son schéma national et le schéma commun BACH. Au total, la base propose un ensemble de données comptables résultant de l'agrégation des comptes individuels d'entreprises.

Nous avons retenu les six pays pour lesquels les séries de données les plus longues sont disponibles et dont les taux de couverture sont les meilleurs (voir annexe A). Il s'agit de l'Allemagne, de la Belgique, de l'Espagne, de la France, de l'Italie et du Portugal pays pour lesquels nous disposons de séries sur la période 1996-2007. La productivité du travail est classiquement mesurée par la valeur ajoutée par tête. Toutes tailles et secteurs confondus, elle présente une tendance à la hausse dans les six pays observés. La hiérarchie évolue en revanche légèrement au fil des années même si le pays dans lequel la productivité apparente du travail

est la plus faible reste le Portugal<sup>8</sup> alors que l'Allemagne et la Belgique sont ceux dans lesquels elle est la plus élevée (Figure 2 ci-dessous). Ces écarts nationaux sont illustrés par la distribution empirique de la productivité du travail dans les différents pays. A partir de l'examen de la densité *Kernel* qui accorde une large flexibilité aux données pour dessiner les contours de la distribution, on constate que dans les cas de la Belgique et de l'Allemagne le centre de la distribution est plus à droite que pour la France ou l'Italie (cf. annexe B). Pour le Portugal et l'Espagne, le centre de la distribution est encore plus décalé à gauche. En outre, les distributions de la France et de l'Espagne sont dissymétriques caractérisées par une longue queue qui s'étend du côté droit, ce qui témoigne de l'existence d'un petit nombre d'entreprises ou de secteurs plus productifs que les autres.

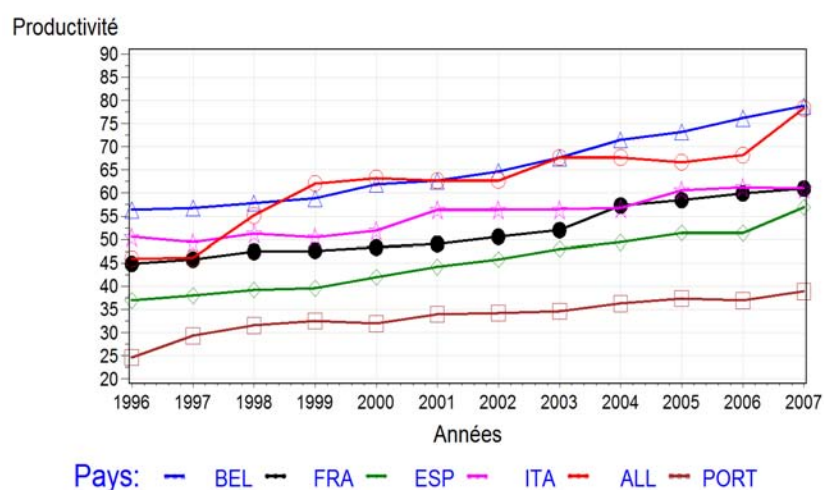


FIGURE 2 – Productivité moyenne (Valeur ajoutée/effectif) par pays et par année (1996-2007) en milliers d'euros  
**Source** : BACH

A ce stade de l'analyse, il est intéressant de noter que l'écart au sein du groupe des 5 pays de tête a sensiblement crû. Inférieur à 15 mille euros, l'écart dépasse aujourd'hui 25 mille euros. Il convient cependant de ne pas tirer de conclusions trop définitives de cette hiérarchie internationale apparente car elle dépend, entre autres, du poids relatif de chaque secteur au sein des systèmes nationaux.

La comparaison des performances sectorielles selon les pays met, en effet, en évidence des spécificités nationales qui tiennent essentiellement aux caractéris-

8. Le changement de système statistique intervenu au Portugal a conduit à intégrer un plus grand nombre d'entreprises, améliorant ainsi de manière significative le taux de couverture des petites entreprises et explique la rupture de série en 2005.

tiques propres aux différentes activités et, pour partie seulement, à la nature des données utilisées. Reprenant le premier niveau de découpage sectoriel proposé par BACH, nous retenons ici les cinq secteurs suivants : Industrie (D), Construction (F), Commerce (G), Transport et communications (I), Services et Immobilier (K). Comme précédemment, des régularités apparaissent selon les secteurs considérés, la valeur ajoutée par tête dans la construction étant systématiquement plus faible que celle des secteurs des transports et de l'industrie (cf. Figure 3 ci-dessous).

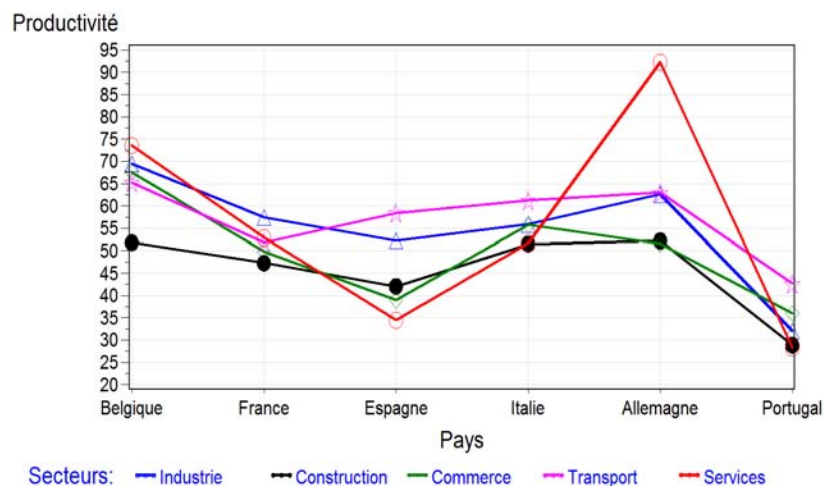


FIGURE 3 – Productivité moyenne (1996-2007) par secteur et par pays (en milliers d'euros)

Source : BACH

On peut ici observer que les disparités intersectorielles au sein de chaque économie sont sensiblement différentes. Limitées en France, en Italie ou en Portugal, elles sont nettes en Espagne et plus encore en Allemagne. La nature et la qualité des données dans ce dernier pays explique, pour partie seulement, l'amplitude de l'écart observé.

La base BACH agrège enfin les données bilancielle d'entreprises à plusieurs niveaux de taille (petites, moyennes et grandes entreprises) définis en fonction des seuils de chiffre d'affaires tels que présentés dans le tableau 1 suivant.

Les niveaux de productivité apparente du travail observés par pays et par taille d'entreprise révèlent l'efficacité supérieure des grandes entreprises. Dans chacun des six pays analysés le travail s'y révèle plus efficace que dans les entreprises de dimension petite et moyenne sans que l'on puisse dire si cet écart provient de la structure et de l'efficacité du capital accumulé, de l'organisation en vigueur ou de facteurs institutionnels qui affectent les entreprises différemment selon la taille.

Classe de taille d'entreprises	Niveaux de chiffres d'affaires
1 : petites entreprises	< 10 millions d'euros
2 : moyennes entreprises	Compris entre 10 et 50 millions d'euros
3 : grandes entreprises	> 50 millions d'euros

TABLE 1 – Définition des classes de taille d'entreprises retenues dans la base BACH

Toutefois cette observation est parfaitement conforme aux observations généralement effectuées sur les données d'entreprises repérées selon leur dimension. Et elle est également vérifiée quel que soit le pays et ceci avec très peu de nuances (Figure 4 ci dessous).

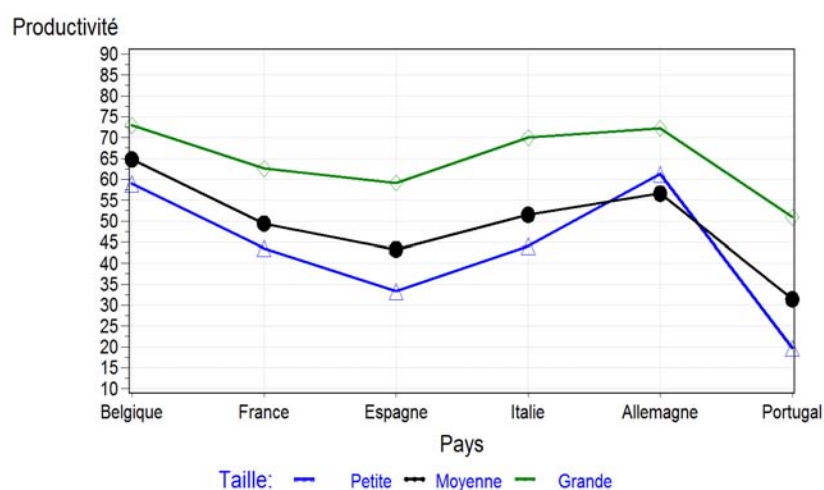


FIGURE 4 – Productivité moyenne (1996-2007) par taille d'entreprises et par pays (en milliers d'euros)

Source : BACH

Les données collectées permettent ainsi de calculer les niveaux de productivité dans six pays, pour cinq secteurs en fonction de trois classes de taille sur douze années, ce qui donne un nombre, d'observations théoriques, égal à 1080 points. En raison de douze données manquantes pour l'Allemagne<sup>9</sup>, l'analyse économétrique est réalisée à partir de 1068 observations.

9. Elles portent sur les secteurs I et K sur les années, 1996 et 1997.

## 4 La spécification du modèle de panel

Afin d'apprécier les différences de productivité entre les économies européennes nous appliquons la méthode des données de panel qui a le mérite de tenir compte des différences individuelles et/ou temporelles inobservées. La double dimension des données de BACH rend possible l'utilisation de cette approche. Le cadre théorique auquel nous nous référons dans cette étude est la fonction de production de type Cobb-Douglas qui exprime la productivité, en fonction de deux facteurs de production, capital (K) et travail (L).

L'équation à estimer suivant une écriture logarithmique en panel et en tenant compte des quatre dimensions des données BACH (pays, secteur, taille, année) est donc la suivante :

$$\ln Y_{dspt} = \alpha_{dsp} + \beta_1 \ln K_{dspt} + \beta_2 \ln L_{dspt} + \epsilon_{dspt} \quad (1)$$

Avec,  $Y_{dspt}$  la valeur ajoutée par employé dans une entreprise de dimension  $d$  du secteur  $s$  localisée dans le pays  $p$  au cours de l'année  $t$ . Les variables  $K_{dspt}$  et  $L_{dspt}$  sont respectivement les facteurs capital par employé et travail mesuré par le nombre total des employés d'une taille d'entreprise d'un secteur implanté dans un certain pays pour une année donnée. L'introduction de la variable emploi dans cette équation permet de tester l'effet de l'augmentation de la taille sur la productivité.

A moins de réaliser une estimation en coupe à partir de l'équation 1, il n'est pas possible d'appliquer les modèles de panel standard sur cette équation, car ils tiennent compte de deux dimensions seulement (individu, temps). Il a donc été nécessaire de créer un identifiant composé de trois dimensions pour exprimer chaque individu comme une classe de taille au sein d'un secteur dans un pays donné.

La technique des données de panel implique de tester la validité de la structure de panel, avant de valider la spécification du modèle 1. En d'autres termes, il s'agit de s'interroger sur l'hétérogénéité du comportement des individus. Cela revient à tester l'égalité de la constante  $\alpha$  et des coefficients  $\beta'$  du modèle pour l'ensemble des individus. Ce test est réalisé en suivant la procédure générale des tests d'homogénéité emboîtés présentée dans Hsiao (1986) que nous appliquons ici à la variable dépendante « productivité apparente du travail ». Le capital fixe par tête et le nombre d'employés font l'objet des deux variables indépendantes également testées. L'ensemble de ces variables est exprimé en échelle logarithmique. La procédure de test se déroule en trois phases distinctes.

Dans la première étape, on teste l'homogénéité globale notée  $H_0^1$ . Il s'agit de valider l'hypothèse d'égalité des coefficients  $\beta_i$  et des constantes  $\alpha_i$  entre tous les individus.

$$H_0^1 : \beta_i = \beta \quad \alpha_i = \alpha \quad \forall i \in [1, N]$$

La valeur de la statistique  $F_1$  associée à ce test est égale à 101,56 (cf. le tableau 2 ci-dessous). La comparaison du seuil de Fisher (267,78) à cette statistique donne la p-value associée à ce test. Au vu de la valeur de cette dernière, l'hypothèse d'une homogénéité du comportement est rejetée au seuil de 1 %. On en déduit qu'il n'y a pas de structure commune entre les individus. Afin de conclure sur la forme du modèle à retenir, nous testons l'hypothèse d'égalité des coefficients  $\beta_i$  associés aux variables explicatives.

$$H_0^2 : \beta_i = \beta \quad \forall i \in [1, N]$$

La p-value correspondante permet également de rejeter cette hypothèse au seuil de 1%, on ne peut, à première vue, supposer l'existence de coefficients communs entre les pays. Avant de donner une interprétation de ce résultat, il reste à vérifier si l'hétérogénéité provient des constantes  $\alpha_i$ . C'est l'objet de la troisième étape qui consiste à tester l'hypothèse  $H_0^3$  d'égalité des constantes individuelles  $\alpha_i$ .

$$H_0^3 : \alpha_i = \alpha \quad \forall i \in [1, N]$$

La probabilité associée à la statistique de Fisher (89,95) est largement inférieure au seuil de 1%, ce qui suggère le rejet de l'hypothèse  $H_0^3$  au profit de l'hypothèse  $H_1^3$  qui légitime l'introduction des effets individuels dans le modèle 1. Il est important à ce stade de l'analyse de vérifier si ces effets sont fixes ou aléatoires grâce à l'application du test de spécification des effets individuels d'Hausman. Il permet ici de conclure en faveur de la présence d'effets individuels fixes. Le tableau 2 ci-dessous reprend les résultats des tests de spécification du modèle.

Variable dépendante	Hypothèses	Test de Fisher	p-value
Productivité : $\ln(\frac{VA}{L})$	$H_0^1 : \alpha_i = \alpha, \beta_i = \beta$	$F_1(267, 78) = 101, 56$	0,0000
	$H_0^2 : \beta_i = \beta, \alpha_i = \alpha$	$F_2(178, 78) = 16, 50$	0,0000
	$H_0^3 : \alpha_i = \alpha, \beta = \beta$	$F_3(89, 95) = 70, 007$	0,0000
Test d'Hausman	$H_0$ : Effets aléatoires versus effets fixes	Chi-deux= 34,517	0,0000

TABLE 2 – Tests de spécification du modèle de panel

Revenons sur l'interprétation de l'hypothèse  $H_0^2$  testée ci-dessus puisque c'est à partir de celle-ci que l'existence d'une structure de panel peut être confirmée

ou infirmée. Le rejet de l'égalité des coefficients  $\beta_i$  associés aux variables explicatives, ici le capital fixe par tête et l'emploi, signifie qu'on obtient un panel de pays complètement hétérogène. Cette hétérogénéité s'explique par la prédominance des disparités inter-individuelles dans la variance totale. A titre d'illustration, signalons que la variance totale obtenue d'un estimateur des effets aléatoires appliqué sur l'équation 1 est composée à hauteur de 0,15 de variance Intra ( $\mu_{it}$ ) et de 0,88 de variance Inter ( $\alpha_i$ ). En outre, la décomposition de la variabilité totale des variables explicatives en variabilité Intra et variabilité Inter a confirmé cette tendance (cf. Annexe C). Deux facteurs majeurs peuvent être avancés pour expliquer la nature hétérogène du panel. Le premier est le fruit de l'agrégation des données qui rassemblent quatre sources potentielles de variabilité (tailles, secteurs, pays, temps). Nous revenons sur ce facteur plus loin dans la discussion des résultats empiriques. Le second facteur a trait aux disparités inobservées entre les pays européens qui semblent persister dans le temps. Nous tentons ici de fournir une explication quant aux sources de ces différences.

Les résultats des tests de spécification nous permettent maintenant de préciser la technique de modélisation à adopter pour estimer l'équation 1. Le résultat du test d'égalité des  $\beta$  (hypothèse  $H_0^2$ ) suggère de rejeter la structure de panel et d'opter pour l'empilement simple des données afin d'effectuer une estimation en coupe transversale (modèle *pooled*). Toutefois, du moment que le test  $H_0^3$  est indépendant du test précédent, il convient d'introduire des effets individuels fixes dans le modèle, confirmés par ailleurs par le test de spécification d'Hausman qui permet d'arbitrer entre le choix d'un modèle à effets fixes ou à effets aléatoires. Après introduction des effets fixes individuels et temporels, l'équation 1 peut être réécrite de la manière suivante :

$$\ln Y_{it} = \alpha_i + \mu_{it} + \beta_1 \ln K_{it} + \beta_2 \ln L_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Avec  $\alpha_i$  un effet fixe qui diffère pour chaque individu mais constant dans le temps,  $\mu_{it}$ , un effet temporel commun à tous les individus et différent suivant les années,  $\epsilon_{it}$  sont des perturbations aléatoires *i.i.d.*  $\sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$  et non auto-corrélées. Nous présentons dans les sections suivantes, les résultats de l'estimation de cette équation par les méthodes de panel standard, tout d'abord pour le modèle global puis pour les modèles par classe de taille d'entreprises et par secteur.

## 5 Le modèle global

Il est traditionnellement admis que l'investissement fixe contribue à l'amélioration de la productivité. La grandeur de cette relation peut changer cependant dans

le temps en raison notamment de l'interaction entre les facteurs capital et travail, d'où l'existence d'économies d'échelle croissantes ou décroissantes. Avant de présenter les estimations des modèles empiriques, nous commençons par l'exploration du lien entre l'intensité du capital et la productivité à l'aide d'une technique de régression non paramétrique, la régression *lowess*<sup>10</sup> (Cleveland (1979), Cleveland et Devlin (1988)).

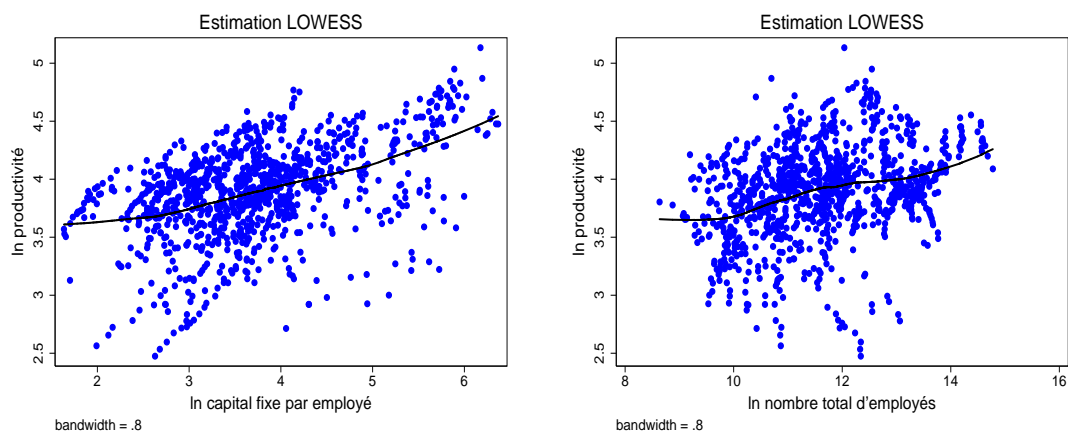


FIGURE 5 – Estimation *lowess* des liens *capital fixe par employé-productivité* (schéma de gauche) et *emploi-productivité* (schéma de droite)

L'avantage de cette procédure est qu'elle accorde une large flexibilité aux données pour déterminer la nature de la relation qui existe entre deux variables sans stipuler à l'avance l'existence d'un lien linéaire comme dans le cas de la régression linéaire. Elle permet ainsi de guider le choix de la spécification de la relation entre la variable dépendante et les variables indépendantes. La Figure 5 met en évidence un lien linéaire entre le capital fixe par employé et la productivité, tandis que dans le cas de l'emploi on constate des inflexions de cette relation à mesure que la taille des entreprises augmente, ce qui peut être une indication de non-linéarité. Pour tester la significativité de cette non-linéarité apparente, un terme quadratique de la variable emploi est introduit dans l'équation 2. Dans la littérature empirique, on trouve de nombreuses études testant la non-linéarité moyennant l'introduction de termes quadratiques et cubiques. A titre d'exemple, dans le cadre du test du lien entre intensité de R&D et taille de la firme, les auteurs ont souvent recours à l'utilisation des termes linéaires et quadratiques de la variable taille mesurée par le nombre d'employés, les actifs ou le chiffre d'affaires (e.g. Scherer (1965), Grabowski (1968), Bound et *al.* (1984)).

10. Locally wighted scatterplot smoothing.



Le tableau 3 (annexe E) présente trois estimations en panel de l'équation 2. Le modèle *Within* correspond à l'estimation intra-individuelle sur les données transformées en écart à la moyenne avec l'introduction des *dummies* annuelles. Le modèle *Between* correspond à l'estimation habituelle sur les moyennes des variables sans effets individuels, tandis que la régression *LSDV* est effectuée sur données non transformées en incluant les *dummies* individuelles et temporelles. Dans un objectif de comparaison, la première colonne du tableau 3 affiche le modèle issu de l'empilement simple des données sans tenir compte de l'hétérogénéité des comportements. Nous concentrons notre analyse sur les modèles *Within* et *LSDV*. En plus de la transformation intra-individuelle, ces deux modèles se distinguent par le nombre des degrés de liberté, plus faible dans le premier en raison de l'absence des *dummies* individuelles.

Afin d'assurer l'indentification des modèles *Within* et *LSDV*, une solution consisterait à ôter de l'équation une indicatrice temporelle du premier et une indicatrice individuelle plus une indicatrice temporelle du second de manière à les estimer. L'interprétation des autres effets fixes s'effectue alors en comparaison à l'effet retiré, ainsi considéré comme la référence. Comme l'un des objectifs majeurs de ce travail est l'estimation des effets fixes dans une optique de classement des pays, nous avons besoin de connaître l'ensemble des effets individuels fixes. Pour cela, il convient soit d'effectuer une estimation en imposant une contrainte d'identification du type  $(\sum_i \alpha_i = \sum_t \mu_{it} = 0)$ , soit de procéder à l'estimation d'un modèle sans constante. Nous avons retenu cette seconde solution car elle ne nécessite pas de recalculer les erreurs standards. Elle permet d'obtenir l'effet fixe en retirant de chaque coefficient ainsi obtenu la valeur de la constante calculée dans le modèle avec constante.

L'impact du capital fixe par employé sur la productivité est positif et significatif dans tous les modèles estimés. Sa grandeur égale à 0,27, est plus importante dans le modèle pooled sans hétérogénéité par rapport aux modèles *Within* ou *LSDV*. La prise en compte des effets individuels réduit donc l'étendue de l'impact du capital fixe sur la productivité. L'effet de la non-linéarité de la taille est confirmé aussi bien dans le modèle *Within* que *LSDV*. Le signe positif du coefficient quadratique<sup>11</sup> de la taille par rapport au terme linéaire révèle que la productivité est en moyenne plus importante dans les grandes firmes relativement aux firmes de petite et de moyenne dimension quel que soit le secteur d'activité concerné. Si la valeur du coefficient quadratique, ici égal à 0,04, indique que la productivité augmente avec la taille, il reste que l'ampleur de cet effet est inférieure à l'unité. Nous viendrons

---

11. Avant d'être élevée à la puissance 2, la variable quadratique de la taille, nombre d'employés, est normalisée en la centrant sur sa moyenne comme suit :  $[\ln(L) - E(\ln L)]^2$ , avec  $E[\ln(L) - E(\ln L)] = 0$ .

sur cette idée lors de l'examen des modèles par taille d'entreprises pour voir si cette différence est observée au niveau des trois classes de taille.

Bien que dans une étude multi-sectorielle et multi-taille une analyse très fine des effets individuels reste difficile à réaliser, deux éléments importants sont à distinguer après hiérarchisation et examen de ces effets<sup>12</sup>. Premièrement, les facteurs observés (capital et travail) influencent la productivité de manière contrastée selon la taille des entreprises et le pays d'implantation. La combinaison productive possède ainsi un pouvoir explicatif supérieur pour les grandes entreprises et les pays du nord. Son influence est en revanche significativement plus faible dans le cas des petites et des moyennes entreprises d'un côté et pour le Portugal et l'Espagne de l'autre. Toutes choses égales par ailleurs, on peut donc considérer que les PME portugaises et, dans une moindre mesure, espagnoles apparaissent les moins productives d'Europe. Deuxièmement, les estimations de la productivité des grandes entreprises indiquent que les différences de productivité sont en grande partie dues aux facteurs observés puisque les écarts dus aux facteurs omis, ne sont pas statistiquement significatifs, notamment pour l'industrie. On en conclut donc que les niveaux de productivité les plus élevés sont le fait des grandes entreprises françaises, allemandes, belges et italiennes même si les écarts entre ces quatre groupes ne sont pas significatifs. Il est enfin à souligner que la hiérarchie des effets fixes, n'est pas strictement respectée eu égard à la taille de l'entreprise, ce qui confirme en partie la relation non-linéaire entre taille et productivité mais qui révèle surtout l'effet de l'agrégation de différentes tailles d'entreprises appartenant à des secteurs variés.

En ce qui concerne les effets fixes temporels, par rapport à 2007, année de référence, les effets de toutes les années antérieures sont négatifs et significatifs au seuil de 1 %, excepté celui de 2006 pour lequel le seuil de significativité est de 10 %. Les disparités en termes de productivité qui ne sont pas prises en compte par les variables explicatives (capital fixe et travail) et qui peuvent varier entre les années, diminuent à mesure qu'on avance dans le temps. En effet, la valeur des coefficients des indicatrices annuelles suit une tendance décroissante. Ces effets temporels peuvent être considérés comme l'expression du processus de convergence des productivités observé entre ces économies. Ces résultats vont dans le sens de nombre de travaux (Larre et Torres (1991), Bosquet et Fouquin (2008)) qui, avec des nuances tant en fonction des méthodologies, des périodes ou des échantillons de pays, mettent en évidence une certaine convergence entre les économies européennes.

---

12. La liste des effets fixes et de leurs seuils de significativité est disponible sur demande auprès des auteurs.

## 6 Les modèles par classes de taille et secteurs

L'analyse des coefficients du modèle global a fait apparaître des non-linéarités entre taille et productivité qui découlent en partie du processus d'agrégation des données dans BACH. La fusion de données individuelles pour constituer une « entreprise unique représentative » ne permet pas de classer les effets individuels observés de façon rigoureuse. Afin de contourner cette difficulté, nous proposons ici une analyse des modèles par classe de taille (6.1) et par secteur (6.2).

### 6.1 Modèles par classes de taille

Des modèles identiques aux précédents ont été estimés par classe de taille (cf. tableau 4, annexe F). Pour chacun des trois groupes (petites, moyennes et grandes entreprises), l'impact du capital fixe par tête sur la productivité est positif et fortement significatif. D'un point de vue qualitatif, il n'y a donc pas de différence entre le modèle global et les estimations par classes de taille. La valeur du coefficient dans les trois modèles confirme l'idée d'une relation positive entre la productivité et le capital fixe par employé. En tenant compte des effets fixes individuels et temporels (estimation *LSDV*), sa valeur est de, 0,14 pour les petites entreprises, 0,29 pour les moyennes et 0,17 pour les grandes. Le coefficient des moyennes entreprises semble être surestimé dans le modèle *LSDV* au regard du lien entre le capital fixe par employé et la productivité comme le montre la figure 6 ci-dessous (estimation *lowess*). Les estimations du capital fixe par tête fournies par le modèle *Within* sont égales à 0,15 pour les petites entreprises, à 0,10 pour les moyennes et à 0,20 pour les grandes entreprises. Elles reflètent plus fidèlement le lien capital fixe par employé-productivité tel que représenté par la figure 6. Les valeurs fournies par le modèle *Between* (0,21 pour les petites entreprises, 0,08 pour les moyennes et 0,19 pour les grandes) sont plutôt conformes à celles du modèle *Within*. L'analyse de la dispersion des points des échantillons met en évidence des degrés d'hétérogénéité variables selon la taille. Plutôt faible dans les grandes entreprises, la dispersion se révèle plus importante parmi les petites et, davantage encore, parmi les firmes de moyenne dimension. Ces écarts peuvent expliquer les différences de valeur des coefficients de capital fixe par employé dans les trois modèles.

L'examen du coefficient associé au terme quadratique de la taille de l'entreprise ( $L^2$ ) révèle que son effet sur la productivité est positif mais non linéaire : non significatif pour les entreprises de petite dimension, sa valeur est significative et identique pour les firmes moyennes et grandes (tableau 4, annexe F).

L'analyse des effets fixes individuels confirme le constat effectué dans le modèle global et montre que les petites entreprises portugaises et espagnoles sont les moins productives. Les petites entreprises italiennes se révèlent plus productives quoique

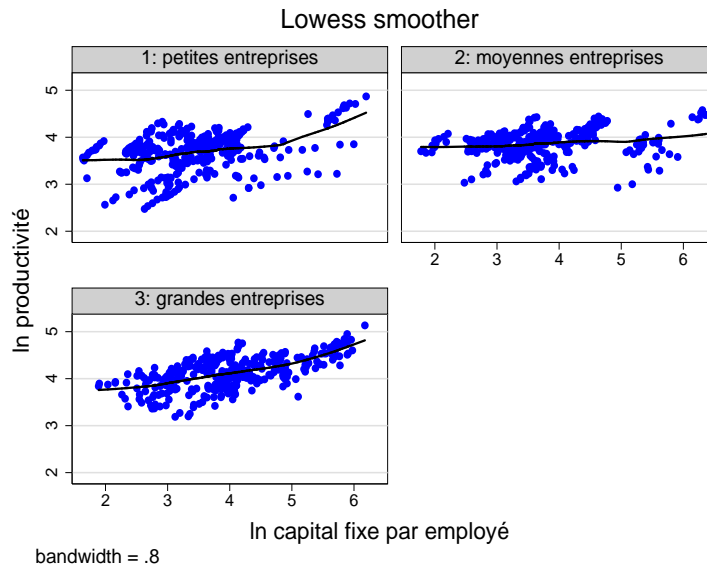


FIGURE 6 – Estimation *lowess* du lien capital fixe par employé-productivité pour petites, moyennes et grandes entreprises

de manière non significative. Les résultats dégagés pour les entreprises de moyenne dimension diffèrent en revanche de ceux du modèle global. Dans ce groupe, il n'y a pas de différences significatives constatées entre les différents pays ; une fois éliminée l'interaction entre les trois classes de taille, aucune différence significative ne subsiste entre les entreprises de taille moyenne. Des différences de localisation peuvent être mises en avant dans le groupe des grandes entreprises en fonction du secteur. Ainsi, les grandes entreprises portugaises appartenant aux secteurs des services, de la construction et du commerce sont moins productives que toutes les autres entreprises semblables. Il en va de même des grandes entreprises allemandes et belges du secteur de la construction et, dans une moindre mesure, de leurs homologues espagnoles du secteur des services, qui sont significativement moins productives que les autres grandes entreprises européennes.

Dans la mesure où l'effet pays ici analysé est une combinaison entre la taille de l'entreprise et les différents secteurs économiques, il est intéressant de mener la même analyse par secteur d'activité, afin de vérifier si le classement des pays demeure stable, mais aussi de voir si les disparités observées dans le modèle global persistent après élimination des différences sectorielles.

## 6.2 Modèles par secteur

Ce troisième niveau d'analyse vise à examiner s'il y a des différences nationales inobservées qui affectent les secteurs différemment suivant les pays européens. Trois activités sont retenues à cette fin : l'industrie, le secteur du transport et communications et le secteur des services. Les résultats des modèles sectoriels sont présentés dans le tableau 5 (annexe G).

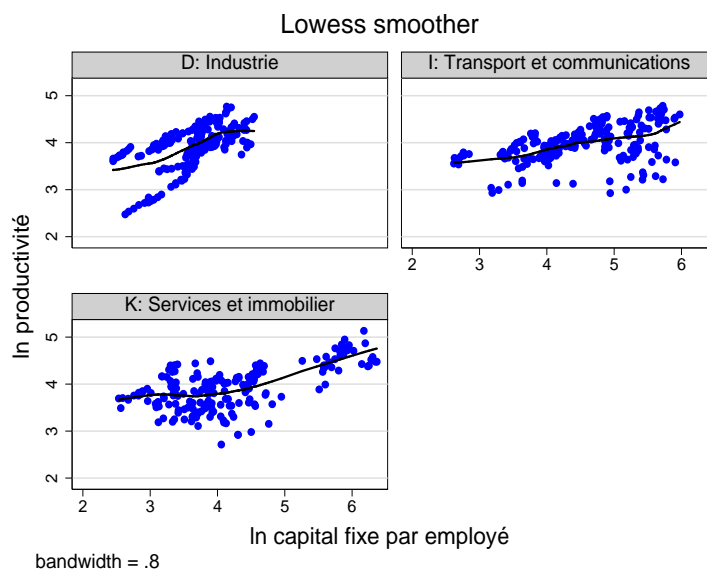


FIGURE 7 – Estimation *lowess* du lien capital fixe par employé-productivité pour les secteurs, industrie, transport et communications et services

L'examen de la relation entre capital fixe par employé et productivité réalisée à partir de la méthode de la régression locale *lowess* au sein de chaque secteur pour toutes les tailles, montre un lien croissant entre les deux variables. Il présente toutefois des inflexions notamment dans l'industrie et le transport (cf. Figure 7 ci-dessus). La pente de la courbe *lowess* est plus élevée dans le secteur des services que dans les deux autres traduisant ainsi des gains de productivité majeurs dans certaines entreprises. À la lecture des résultats du modèle *LSDV*, il apparaît que le coefficient de régression attaché au capital fixe par employé atteint 0,47, valeur beaucoup plus élevée que celle obtenue dans le modèle global, mais approximativement identique dans l'industrie et les transports. On pourrait donc considérer que les différences entre pays proviennent d'écarts affectant les secteurs de la construction et du commerce non analysés en propre. Or, l'examen de la valeur de ce coefficient pour les estimations *Between* et *LSDV*, montre que dans le secteur du transport les deux coefficients sont égaux, alors qu'ils sont très différents dans l'in-

dustrie et les services. Ceci peut être interprété comme le résultat de l'existence d'une plus grande hétérogénéité de l'investissement (capital fixe) des entreprises dans ces deux derniers secteurs par rapport au secteur du transport. L'utilisation des moyennes dans la régression *Between*, tend à atténuer les différences alors que le modèle *LSDV*, estimé en écart à la moyenne des variables, permet au contraire de mieux les identifier.

L'examen des effets fixes individuels dans le secteur de l'industrie révèle la significativité de deux effets seulement. Il s'agit respectivement des petites et des moyennes entreprises portugaises. Associées à un signe négatif, elles se révèlent moins productives que les autres entreprises européennes du secteur. Au sein du secteur du transport et communication, les petites et les moyennes entreprises portugaises et espagnoles sont les moins productives comme l'avait déjà montré le résultat de l'estimation du modèle *LSDV* global. Il en est de même pour le secteur des services : les entreprises implantées au Portugal présentent une productivité significativement inférieure aux autres. Entre les entreprises des cinq pays restants les effets individuels ne sont pas statistiquement significatifs. Cette absence de différence significative traduit dans une large mesure le phénomène de convergence, voire de globalisation, en marche dans les secteurs de l'industrie, des transports et des services dont les entreprises ont si bien intégré la dimension européenne que cette dernière s'inscrit dans la mise en œuvre de processus de production sensiblement similaires du point de vue des performances.

## 7 Conclusion

A partir de l'analyse des écarts de niveaux de productivité entre pays et classes d'entreprises sur la période 1997 - 2007, directement opérée sur des valeurs observées dans la monnaie unique, ce travail montre la persistance des spécificités nationales saisies à travers les performances relatives des firmes selon leur dimension ou encore la productivité relative des différents secteurs économiques à l'intérieur d'un espace européen unifié. On observe ainsi un « effet pays » indépendant de la combinaison productive qui consacre la présence d'un différentiel de prix et d'une composante institutionnelle ou systémique spécifique à chaque espace national analysé. Au total, la configuration productive des pays du nord (Belgique, France, Allemagne) se révèle plus efficace que celle mise en œuvre dans les pays du sud (Italie, Espagne, Portugal).

Cet effet général dissimule toutefois des configurations très différentes selon le secteur et la classe de taille des entreprises. Non perceptible pour les grandes entreprises, il devient important et significatif pour les petites et moyennes. Ces

tendances sont accentuées pour le secteur industriel dans lequel il n'existe aucune différence perceptible de productivité pour les grandes entreprises, ce qui tend à confirmer que les grands groupes industriels sont européens, quel que soit le pays dans lequel ils sont implantés.

Si l'analyse a également pu dégager l'existence d'un processus de convergence des niveaux de productivité entre les entreprises des six économies observées, elle a simultanément mis en évidence l'existence d'effets fixes indépendants du capital affectant la productivité du travail. Ces effets, plus importants au niveau intersectoriel qu'intra-sectoriel, peuvent être considérés comme l'expression de spécificités institutionnelles et sociales liées à l'histoire industrielle et aux modes de production propres à chaque pays.

Cet « effet pays » peut être considéré comme un élément susceptible de nourrir des approches en termes de système qui défendent le principe d'interdépendances ou de complémentarité des composantes économique, technologique et sociale et, plus largement, des conditions organisationnelles et institutionnelles. Il rejoint ainsi les travaux sur la typologie des systèmes nationaux de production qui conduisent à distinguer les « petites économies ouvertes » des « pays de taille moyenne » (Boyer (2001)) ou un « modèle européen continental » d'un « modèle méditerranéen » (Amable (2003)). D'un point de vue normatif, ces résultats suggèrent également les limites dans la mise en œuvre de politiques de bonnes pratiques axées sur une seule dimension des systèmes productifs comme dans le cas des politiques en matière de soutien à certaines catégories d'entreprises ou certains secteurs.

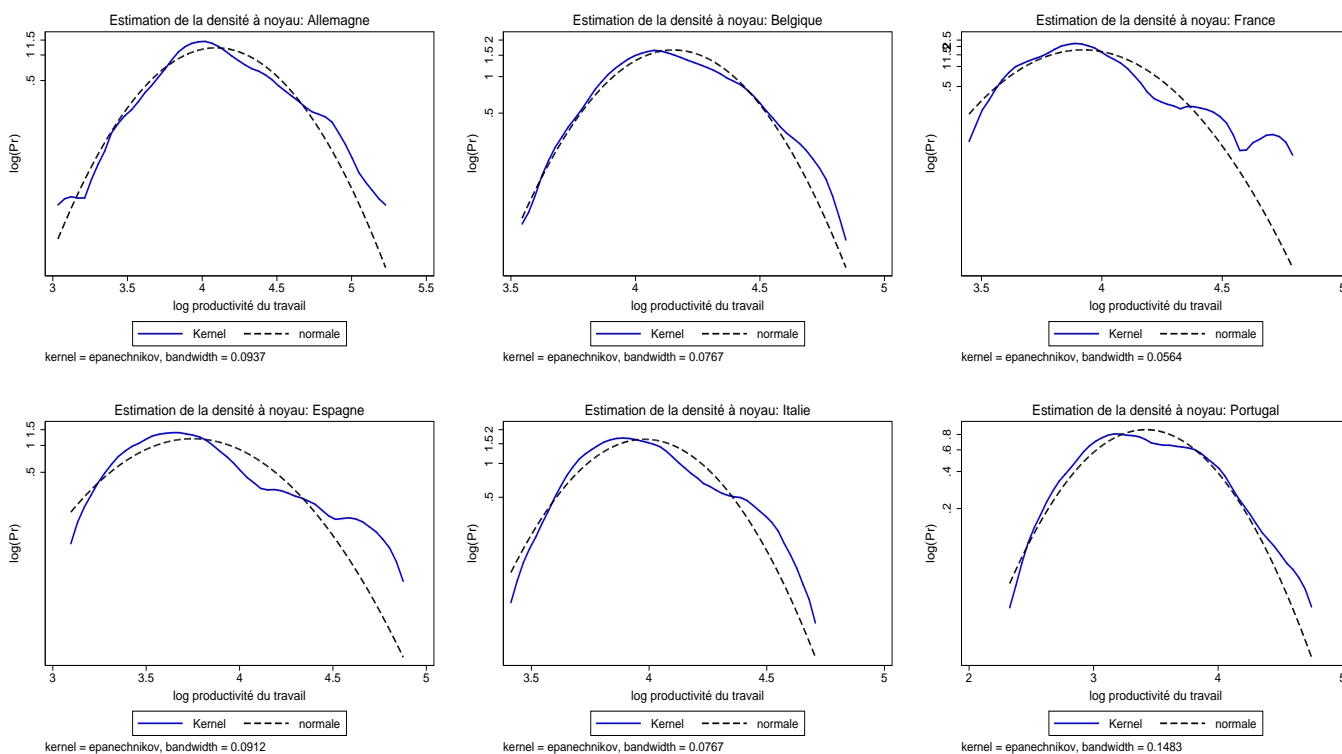
Il est enfin nécessaire de souligner que l'ampleur des effets fixes individuels mesurée dans ce travail peut contenir également l'effet de variables observables omises, traditionnellement prises en compte dans les fonctions de production telles que la structure de qualification des employés, les dépenses d'éducation et de recherche et développement (R&D). Ces variables caractérisant dans une large mesure le système national de chaque pays, il est possible de considérer que l'effet fixe national apprécié dans la présente étude les englobe en grande partie. Une analyse complémentaire pourra être envisagée par la suite à partir de données de nature différente.

# Annexes

## Annexe A : Taux de couverture BACH

	Allemagne (en % du Chiffre d'affaires) 2002	Belgique (en % de l'effectif saliarié) 2003	Espagne (en % de l'effectif saliarié) 2002	Italie (en % du Chiffre d'affaires) 2007	France (en % de l'effectif saliarié) 2003	Portugal (en % de l'effectif saliarié) 2003
Industrie manuf.	77,9	30,7	20,4	76,8	75,4	92,0
Construction	36,0	9,3	8,8	42,8	65,7	87,5
Commerce	57,9	24,1	18,7	74,0	72,8	89,9
Transports	65,5	13,31	45,7	79,0	55,6	90,9
Services	33,6	20,34	16,4	63,0	63,6	86,9

## Annexe B : Estimation de la densité à noyau (*Kernel*) de la productivité du travail par pays (échelle de mesure en log pour les deux axes)





## Annexe C : Décomposition de la variance totale des variables explicatives

Variabiles	Variabilité	Moyenne	Ecart type	Min	Max	Obs.
$\ln$ (Capita fixe par employé)	<i>totale</i>	3,70	0,91	1,63	6,36	N= 1050
	<i>between</i>		0,88	1,78	6,08	i= 90
	<i>within</i>		0,27	2,69	5,42	T= 12
$\ln$ (Emploi)	<i>totale</i>	11,62	1,22	8,63	14,77	N= 1050
	<i>between</i>		1,18	9,14	14,57	i= 90
	<i>within</i>		0,29	10,16	13,26	T= 12
$\ln$ (Emploi) <sup>2</sup>	<i>totale</i>	0,56	0,77	0,00	4,40	N= 1032
	<i>between</i>		0,73	0,00	3,27	i= 90
	<i>within</i>		0,26	-1,06	2,54	T= 12

## Annexe D : Matrice de corrélation des variables indépendantes (échantillon global)

	$\ln$ (Capital fixe par tête)	$\ln$ (Emploi)	$\ln$ (Emploi) <sup>2</sup>
$\ln$ (Capital fixe par tête)	1	-0,03	-0,14***
$\ln$ (Emploi)		1	0,05*
$\ln$ (Emploi) <sup>2</sup>			1

## Annexe E : Modèle global

	POOLED	WITHIN	BETWEEN	LSDV
$\alpha$	2,80*** (0,135)	0,15*** (0,010)	1,77*** (0,268)	
$\ln (K/L)$	0,27*** (0,015)	0,18*** (0,024)	0,20*** (0,033)	0,18*** (0,024)
$\ln L$	0,03*** (0,011)	-0,12*** (0,016)	0,12*** (0,020)	-0,12*** (0,016)
$\ln L^2$	0,02** (0,011)	0,04*** (0,015)	0,04 (0,042)	0,04*** (0,015)
<b>Années</b>				
année 1996	-0,24*** (0,032)	-0,31*** (0,017)		-0,32*** (0,017)
année 1997	-0,20*** (0,033)	-0,27*** (0,016)		-0,28*** (0,016)
année 1998	-0,19*** (0,032)	-0,24*** (0,016)		-0,25*** (0,016)
année 1999	-0,18*** (0,033)	-0,23*** (0,015)		-0,23*** (0,015)
année 2000	-0,16*** (0,032)	-0,20*** (0,014)		-0,20*** (0,014)
année 2001	-0,14*** (0,034)	-0,17*** (0,014)		-0,17*** (0,014)
année 2002	-0,13*** (0,032)	-0,15*** (0,013)		-0,15*** (0,013)
année 2003	-0,10*** (0,031)	-0,12*** (0,013)		-0,12*** (0,013)
année 2004	-0,07** (0,033)	-0,08*** (0,013)		-0,08*** (0,013)
année 2005	-0,06* (0,033)	-0,06*** (0,014)		-0,06*** (0,014)
année 2006	-0,04 (0,033)	-0,03* (0,014)		-0,03* (0,014)
<b>Secteurs</b>				
Construction	0,10*** (0,028)			
Commerce	0,06** (0,025)			
Services et immobilier	-0,14*** (0,031)			
Transport et communications	-0,13*** (0,032)			
<b>Pays</b>				
Belgique	0,05 (0,031)			
Espagne	-0,30*** (0,035)			
Italie	-0,11*** (0,026)			
Allemagne	0,03 (0,028)			
Portugal	-0,63*** (0,041)			
$F$	97,32	138,03	22,22	18587,4
$p$ -value	0,0001	0,0001	0,0001	0,0001
$R^2$	0,69	0,66	0,34	0,99
$R^2$ -ajusté	0,68	0,65	0,32	0,99
$N$	1032	1032	90	1032

TABLE 3 – Estimation de l'équation de productivité - modèle global  
- \*\*\*, \*\*, \* : Coefficients significatifs à 1%, 5% et 10%, respectivement.  
- Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité.

## Annexe F : Modèles par taille

PETITES ENTREPRISES	POOLED	WITHIN	BETWEEN	LSDV
$\alpha$	4,71*** (0,295)	1,48** (0,57)	1,56** (0,665)	
$\ln (K/L)$	0,16*** (0,020)	0,15*** (0,028)	0,21*** (0,073)	0,14*** (0,036)
$\ln L$	-0,09*** (0,020)	0,06*** (0,016)	0,12*** (0,045)	-0,10*** (0,024)
$\ln L^2$	0,04*** (0,011)	0,004 (0,004)		0,01 (0,02)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies secteurs</i>	oui	non	non	non
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	151,13	4,42	3,73	11566.2
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,0371	0,0001
<i>R<sup>2</sup></i>	0,91	0,15	0,21	0,99
<i>R<sup>2</sup>-ajusté</i>	0,90	0,12	0,15	0,99
<i>N</i>	344	344	30	344
MOYENNES ENTREPRISES				
$\alpha$	5,54*** (0,314)	1,10*** (0,247)	2,54** (0,404)	
$\ln (K/L)$	0,18*** (0,008)	0,10*** (0,017)	0,08*** (0,05)	0,29*** (0,043)
$\ln L$	-0,15*** (0,023)	0,09*** (0,01)	0,08** (0,029)	-0,07*** (0,027)
$\ln L^2$	0,04*** (0,015)	0,003* (0,001)		0,04** (0,018)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies secteurs</i>	oui	non	non	non
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	123,00	8,61	2,35	24201.6
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,1147	0,0001
<i>R<sup>2</sup></i>	0,89	0,26	0,14	0,99
<i>R<sup>2</sup>-ajusté</i>	0,89	0,23	0,08	0,99
<i>N</i>	344	344	30	344
GRANDES ENTREPRISES				
$\alpha$	6,05*** (0,331)	0,57*** (0,133)	2,49** (0,37)	
$\ln (K/L)$	0,24*** (0,026)	0,20*** (0,012)	0,19*** (0,038)	0,17*** (0,031)
$\ln L$	-0,17*** (0,02)	0,06*** (0,01)	0,06** (0,029)	-0,17*** (0,024)
$\ln L^2$	-0,04*** (0,014)	0,0009 (0,001)		0,04** (0,021)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies secteurs</i>	oui	non	non	non
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	43,7	29,84	11,96	14359.8
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,0002	0,0001
<i>R<sup>2</sup></i>	0,75	0,55	0,46	0,99
<i>R<sup>2</sup>-ajusté</i>	0,74	0,54	0,43	0,99
<i>N</i>	344	344	30	344

TABLE 4 – Estimation de l'équation de productivité par taille : petites, moyennes et grandes entreprises

- \*\*\*, \*\*, \* : Coefficients significatifs à 1%, 5% et 10%, respectivement.

- Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité.

## Annexe G : Modèles sectoriels

INDUSTRIE	POOLED	WITHIN	BETWEEN	LSDV
$\alpha$	1,58*** (0,129)	0,17* (0,078)	-0,4 (1,06)	
$\ln (K/L)$	0,77*** (0,028)	0,57*** (0,046)	0,54*** (0,174)	0,21*** (0,06)
$\ln L$	0,004 (0,012)	0,24*** (0,015)	0,189*** (0,042)	0,008 (0,022)
$\ln L^2$	-0,008 (0,019)	-0,13*** (0,021)		0,02* (0,013)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	129,97	23,28	8,86	63913.0
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,0029	0,0001
$R^2$	0,93	0,62	0,54	0,99
$R^2$ -ajusté	0,92	0,59	0,48	0,99
<i>N</i>	210	210	18	210
SERVICES				
$\alpha$	2,24*** (0,332)	0,29*** (0,094)	0,85 (0,718)	
$\ln (K/L)$	0,25*** (0,026)	0,26*** (0,021)	0,27*** (0,059)	0,47*** (0,049)
$\ln L$	0,06*** (0,021)	0,14*** (0,019)	0,16*** (0,055)	-0,05 (0,051)
$\ln L^2$	0,39*** (0,052)	0,34*** (0,072)		0,04 (0,046)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	54,14	10,99	5,86	9970.31
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,0132	0,0001
$R^2$	0,85	0,46	0,43	0,99
$R^2$ -ajusté	0,83	0,41	0,36	0,99
<i>N</i>	195	195	18	195
TRANSPORT ET COM.				
$\alpha$	1,46*** (0,221)	0,1* (0,059)	1,39** (0,549)	
$\ln (K/L)$	0,24*** (0,025)	0,2*** (0,027)	0,16** (0,07)	0,16*** (0,048)
$\ln L$	0,13*** (0,019)	0,14*** (0,018)	0,16*** (0,046)	-0,05 (0,043)
$\ln L^2$	0,04 (0,07)	-0,04 (0,119)		0,10*** (0,03)
<i>Dummies années</i>	oui	oui	non	oui
<i>Dummies pays</i>	oui	non	non	non
<i>F</i>	33,35	16,38	8,48	9979.53
<i>p-value</i>	0,0001	0,0001	0,0034	0,0001
$R^2$	0,76	0,54	0,53	0,99
$R^2$ -ajusté	0,74	0,5	0,46	0,99
<i>N</i>	210	210	18	210

TABLE 5 – Estimation de l'équation de productivité sectorielle : Industrie, Services, Transport et communications

- \*\*\*, \*\*, \* : Coefficients significatifs à 1%, 5% et 10%, respectivement.

- Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes à l'hétéroscédasticité.

## Références

- Adjemian, S. (2003). « Convergence des productivités européennes : Transition, rupture et racine unitaire », *Annales d'Economie et de Statistique*, ADRES, issue 69, Janvier, pp. 31-53.
- Aghion, Ph., Askenazy, Ph., Brouillette, R., Cette, G. et Dromel, N. (2008). « Distance à la frontière technologique, rigidités de marché, éducation et croissance », *Économie et statistique*, n° 419-420, pp. 11-30.
- Aglietta, M. (2004). « Espoir et inquiétude de l'euro », in Drach, M. *L'argent : croyance, mesure et spéculation*, Paris, La Découverte.
- Amable, B. (2003). *The diversity of modern capitalism*, Oxford University Press.
- Annuaire Eurostat (2008).
- Artus, P. et Cette, G. (2004). *Productivité et Croissance*, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, Paris, La Documentation Française DG Regio 2005 Policy Guidelines for regions.
- Aschauer, D. (1989). « Is public expenditure productive? », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 23, n° 1, pp. 177-200.
- Backer, D. et Rosnick, D. (2007). *Usable productivity growth in the united states : an international comparison, 1980 - 2005*, Center for Economic and Policy Research, juin.
- Baily, M. et Gersbach, H. (1995). « Efficiency in manufacturing and the need of global competition », *Brookings Papers on Economy Activity : Microeconomics*, n° 2, décembre, pp. 307-358.
- Bosquet, C. et Fouquin, M. (2008). « Productivité du travail : la fin du processus de convergence? », *Économie et Statistique*, n° 419-420, pp. 125-142.
- Bouis, R. et Klein, C. (2008). « La concurrence favorise-t-elle les gains de productivité? une analyse sectorielle dans les pays de l'OCDE », *Économie et Statistique*, n° 419-420, pp. 73-99.
- Bound, J., Cummins, C., Griliches, Z., Hall, B.H. et Jaffe, A.B. (1984). « Who does R&D and who patents », in Griliches, Z., *R&D, patents, and productivity*, The University of Chicago Press, pp. 21-54.
- Brouillette et Cette (2005). « A comparison of structural productivity levels in the industrialized countries », *OECD Economic Studies*, n° 41, 2005/2, pp. 76-107.

- Boyer, R. (2001). « La diversité des institutions d'une croissance tirée par l'information ou la connaissance », in Solow R. (Ed.), *Institutions et croissance*, Albin Michel économie.
- Causa, O. et Cohen, D. (2005). *Productivité industrielle et compétitivité*, OCDE, Centre de Développement.
- Cette, G. (2007). *Productivité et croissance en Europe et aux États-Unis*, Paris, La Découverte.
- Cette, G. et Szpiro, D. (1992). « Rentabilité, productivité et taille de l'entreprise », *Économie et Statistique*, n° 251, pp. 41-50.
- Chevalier, P-A, Lecat, R. et Oulton, N. (2008). « Convergence de la productivité des entreprises, mondialisation, technologies de l'information et concurrence », *Économie et Statistique*, n° 419-420, pp. 101-124.
- Chevalier, A. et Ünäl-Kesenci, D. (2001). « La productivité des industries méditerranéennes », *Document de Travail du CEPII*, Décembre, 16.
- Clement, M., Pak, M. et Turner, L. (2009). *L'économie espagnole à l'heure de la crise mondiale*, INSEE, Note de conjoncture, juin.
- Cleveland, W.S. (1979). « Robust locally weighted regression and smoothing scatterplots », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 829-836.
- Cleveland, W.S. et Devlin, S.J. (1988). « Locally weighted regression : An approach to regression analysis by local fitting », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, pp. 596-610.
- Fesseau, M., Passeron, V. et Vérone, M. (2008). « Les prix sont plus élevés en Île-de-France qu'en province », INSEE Première, octobre, n° 1210.
- Grabowski, H.G. (1968). « The determinants of industrial research and development : A study of the chemical, drug, and petroleum industries », *The Journal of Political Economy*, Vol. 76, n° 2, pp. 292-306.
- Greenan, N., Mairesse, J. et Topiol-Bensaid, A. (2001). « Information technology and research and development impacts on productivity and skills : Looking for correlation on French firms level data », NBER Working Paper, 8075.
- Greenan, N., Mairesse, J. et Topiol-Bensaid, A. (1999). « Investissements matériels, productivité et qualifications », *Revue économique*, Vol. 50, n° 3, pp. 417-430.

- Hsiao, C. (1986). *Analysis of panel data*, Econometric Society monograph, 11, Cambridge University Press.
- Jerzmanowski, M. (2007). « Total factor productivity differences : appropriate technology vs efficiency », *European Economic Review*, Vol. 51, pp. 2080-2110.
- Kendrick, J.W. et Grossman, E.S. (1980). *Productivity in the United States : Trends and Cycles*, John Hopkins University Press.
- Larre, B. et Torres, R. (1991). « La convergence est-elle spontanée ? Expérience comparée de l'Espagne, du Portugal et de la Grèce », *Revue Économique de l'OCDE*, pp. 194-223.
- Lucas, R.E. (1988). « On the mechanics of economic development », *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, pp. 3-42.
- Melo, P., Graham, D. et Noland, R. (2009). « A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies », *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 39, pp. 332-342.
- Nayman, L. et Ünal-Kesenci, D. (2001). « The French-German productivity comparison revisited : Ten years after German integration », *Document de Travail du CEPII*, Décembre, n° 14.
- Nielsen, K. (2003). « Small is resilient - the impact of globalization on Denmark », *Review of Social Economy*, Vol. 61, n° 3, pp. 365-387.
- OCDE (2001). « Productivité et dynamique de l'entreprise : leçons à tirer des micro-données », *Perspectives économiques de l'OCDE*, n° 069, pp 229-245.
- Oliner, S. et Sichel, D. (2002). « Information technology and productivity : Where are we now and where are we going ? », *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, Third Quarter, pp. 15-44.
- Pilat, D. (1996). « Labour productivity levels in OECD countries : estimates for manufacturing and selected service sectors », WP n° 169, OCDE.
- Scherer, F.M. (1965). « Size of firm, oligopoly, and research : A comment », *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 31, n° 2, pp. 256-266.
- Schreyer, P. et Pilat, D. (2001). « Mesurer la productivité », *Revue Économique de l'OCDE*, 2-2001, n° 33, p. 137-184.
- Van Ark, B., Pilat, D., Jorgenson, D. et Lichtenberg, F.R. (1993). « Productivity levels in Germany, Japan and United States : differences and causes », *Brookings Papers on Economy Activity : Microeconomics*, n° 2, décembre, pp. 1-69.